

**О.Я. НИКОНОВ**, канд. техн. наук, НТУ «ХПІ» (м. Харків)

## **АНАЛІЗ ЕЛЕКТРОМАГНІТНОЇ СУМІСНОСТІ ІНТЕГРОВАНИХ ЦИФРОВИХ ТЕЛЕМАТИЧНИХ СИСТЕМ БАГАТОЦІЛЬОВИХ ТРАНСПОРТНИХ ЗАСОБІВ**

Рассмотрена задача анализа электромагнитной совместимости интегрированных цифровых телематических систем многоцелевых транспортных средств, находящихся под воздействием внешних случайных возмущений.

The problem of the analysis of an electromagnetic compatibility integrated digital telematic systems of the multipurpose transport facilities were under effect of outage random disturbances is considered.

### **Постановка проблеми**

Постійно зростаючі вимоги до електромагнітної сумісності (ЕМС) вузлів та агрегатів транспортних засобів змушують шукати нові методи і засоби аналізу і синтезу таких систем, особливо це важливо для багатоцільових транспортних засобів (наприклад: більшогузні тягачі, трубоукладачі для нафтогазопроводів, мобільні бурові установки, спеціальні машини для пожежників, рятувальних служб, мобільних роботів та ін.), що експлуатуються в умовах підвищеної відповідальності механізмів [1-3]. Проблему ускладнюють поява у складі сучасних транспортних засобів інтегрованих телематичних систем, що призводить до появи додаткових джерел неавтономних електромагнітних завад [3]. Тому проблема аналізу ЕМС інтегрованих телематичних систем багатоцільових транспортних засобів, а також вузлів і агрегатів транспортних засобів в цілому є актуальною.

### **Аналіз останніх досліджень і публікацій**

Аналіз впливу завад на системи передачі сигналів у цифровій формі має принципові відмінності від аналізу аналогових систем. По-перше, цифрові канали характеризуються не шумами і скривленням сигналів, що передаються, а ймовірністю помилки. По-друге, зв'язок між ймовірністю помилки і завадами або шумом є принципово нелінійним. Тому, на відміну від аналогових систем, не можна розглядати вплив завад окремо від інших завад і шумів та підсумувати отриманий ефект (навіть при малих завадах) [3, 4].

### **Формулювання мети**

Метою роботи є аналіз ЕМС інтегрованих цифрових телематичних систем багатоцільових транспортних засобів, що знаходяться під впливом зовнішніх випадкових збурень, із застосуванням теорії ймовірностей і математичного моделювання.

## Розроблення методів і алгоритмів аналізу ЕМС

Розглянемо задачу аналізу ЕМС інтегрованих цифрових телематичних систем багатоцільових транспортних засобів на прикладі бортової апаратури супутникового мобільного зв'язку, яка входить до складу сучасних телематичних систем.

Основна формула розрахунку ймовірності помилки  $P_{ном}$  при прийомі одного бінарного символу в точці регіону з координатами  $(x, y)$  в умовах множинних завад має вигляд [5]

$$P_{ном}(x; y) = M [\operatorname{erfc}(r(x; y)S + r(x; y)Z(x; y))], \quad (1)$$

де  $M$  – символ математичного очікування;

$$\operatorname{erfc}(a) = \frac{2}{\sqrt{p}} \int_a^{\infty} \exp(-t^2) dt \text{ – додаткова функція помилок;}$$

$r^2$  – відношення сигнал-шум;

$$S = \sin(p/M);$$

$M$  – число положень фаз при ФМ (кратність ФМ);

$Z$  – випадкова величина, що описує вплив завади.

Для завади, пов'язаної із сусідніми супутниками, випадкова величина  $Z$  виражається в такий спосіб (далі вказівки на координати  $(x, y)$  опущені):

$$Z = \sum_{j \in C}^K R_j \cos q_j, \quad (2)$$

де  $K$  – кількість джерел завад;

$C$  – конфігурація системи зв'язку;

$$R_j = \sqrt{I_j/S'};$$

$I_j$  – потужність  $j$ -го сигналу джерела завад;

$S'$  – потужність корисного сигналу;

$q_j$  – випадкова величина, яка рівномірно розподілена на інтервалі  $(0, 2p)$ .

Розглянемо питання про міру близькості розподілу випадкової величини (2) до нормального розподілу для різних, у тому числі і великих, значень величини  $K$ . Для цього досить скористатися набором амплітуд  $\{R_j\}$ , що визначаються за правилом  $R_j = m j^{-5/4}$ , де  $m$  – константа.

Як критерій близькості використаємо ексцес. Для його знаходження необхідно обчислити другий і четвертий моменти.

Другий момент.

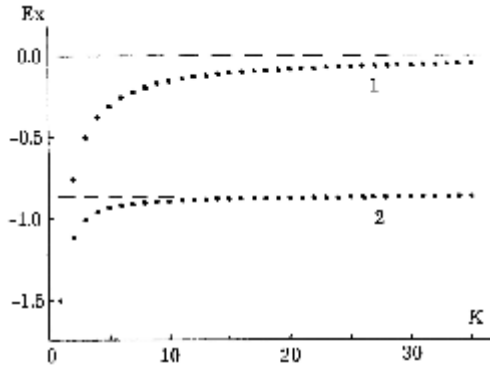


Рисунок 1 – Ексцес розподілу

$$M[z^2] = M \left[ \sum_{n=1}^K \sum_{m=1}^K R_n R_m \cos q_n \cos q_m \right] = M \left[ \sum_{n=1}^K R_n^2 \cos^2 q_n \right] = \frac{1}{2} \sum_{n=1}^K R_n^2.$$

Четвертий момент.

$$M[z^4] = M \left[ \left( \sum_{n=1}^K \sum_{m=1}^K R_n R_m \cos q_n \cos q_m \right)^2 \right] = -\frac{3}{8} \sum_{n=1}^K R_n^4 + 3(M[z^2])^2.$$

Тому ексцес  $Ex$  розподілу випадкової величини (2) дорівнює

$$Ex = -\frac{3}{2} \left( \sum_{n=1}^K R_n^4 \right) \left( \sum_{m=1}^K R_m^2 \right)^{-2}.$$

Розглянемо два випадки.

Випадок 1.  $R_n = R_0$ , тобто всі  $\{R_n\}$  однакові. Тоді

$$Ex_1 = -3/(2K). \quad (3)$$

Випадок 2.  $R_n = m n^{-5/4}$ . Тоді

$$\text{Ex}_2 = -\frac{3}{2} \left( \sum_{n=1}^K n^{-5} \right) \left( \sum_{m=1}^K m^{-5/2} \right)^{-2}. \quad (4)$$

Функція  $\text{Ex}_1$  гіперболічно наближається до нуля з ростом  $K$ , тобто  $\lim_{K \rightarrow \infty} \text{Ex}_1(K) = 0$ .

Що стосується функції  $\text{Ex}_2$ , то вона ніколи не дорівнює нулю. Для  $K \gg 1$  отримаємо, використовуючи позначення для дзета-функції Рімана  $\zeta(x)$ , що дає

$$\lim_{K \rightarrow \infty} \text{Ex}_2(K) = -3\zeta(5.0) \left( 2\zeta^2(2.5) \right)^{-1} \approx -0.864.$$

Отже, з погляду обраного критерію (ексцесу) розподіл випадкової величини (2) ніколи не перейде в гаусове.

З формул (3) і (4) випливає істотно різний хід залежностей ексцесів від числа джерел завад  $K$ . З рис. 1 (залежність 1 – випадок однакових амплітуд, формула (3); залежність 2 – випадок різних амплітуд, формула (4)) видно, що ексцес розподілу випадкової величини  $Z$  (залежність 2) ні при якому  $K$  не рівняється нулю. З ростом  $K$  його величина асимптотично наближається до значення, що зазначено на рисунку пунктиром з ординатою  $-0.864$ .

По розглянутому інтегральному признаку (ексцес розподілу) випадкова величина  $Z$  не переходить асимптотично в нормальну випадкову величину. Тому для опису властивостей щільності розподілу  $p(z)$  не можна використовувати центральну граничну теорему теорії ймовірностей.

Для обчислення ймовірності помилки по формулі (1) необхідна інформація про щільність розподілу ймовірностей  $p(z)$ , що описує вплив завади на приймач, яка пов'язана із сусідніми супутниками-передавачами. Щільності розподілу ймовірностей  $p(z)$  можна отримати за допомогою методу прямого усереднення. Однак, вона, як було відзначено, мало придатна для алгоритмізації. Тому повернемося до вихідної формули для щільності розподілу ймовірностей  $p(z)$

$$p(z) = M \left[ d \left( z - \sum_{j \in C} R_j \cos q_j \right) \right]. \quad (5)$$

Випадкові величини  $q_j$  рівномірно розподілені кожна в інтервалі  $(0, 2\pi)$ , а функція  $\cos q_j$  – парна. Тому досить здійснити синтез функцій для  $z \geq 0$ , а потім, завдяки парності  $p(z)$ , поширити результат на всю числову

вісь. Для фіксованого числа мод  $K$  областю існування аргументу буде  $|z| \leq \Omega_C$ .

Різноманітні складні задачі, що пов'язані з обчисленням багатократних інтегралів, як показує досвід, можуть бути вирішені методом статистичних випробувань (інакше метод Монте-Карло) [6, 7]. Маючи на увазі цей факт, повернемося до формули (5) для  $p(z)$ . Позначимо  $\vec{\Theta} = (\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_K)$ . Цей вектор утворений послідовністю величин  $\{q_j\}$ . Кожна з яких є випадковою величиною із щільністю розподілу  $f(q_j) = 1/2p$ , якщо  $0 \leq q_j \leq 2p$ , і  $f(q_j) = 0$  в протилежному випадку.

Тоді з (5) витикає

$$p(z) = (2p)^{-K} \int_0^{2p} dq_1 \dots \int_0^{2p} dq_K d \left( z - \sum_{j \in C}^K R_j \cos q_j \right).$$

Випадковий вектор  $\vec{\Theta}$  рівномірно заповнює простір, обмежений  $K$ -мірним гіперкубом зі стороною, рівною  $2p$ . Побудуємо вибірку обсягу  $N$ , що утворилася з послідовності значень  $\left\{ \vec{q}_n \right\}_1^N$  випадкового вектора  $\vec{\Theta}$ .

Задасмо величиною  $N_l$  – число каналів аналізу, наприклад,  $N_l = 30$ . Розіб'ємо відрізок  $(0, \Omega_C)$  на  $N_l$  однакових ділянок шириною  $h = \Omega_C / N_l$  кожний. Задасмо величиною  $N_v$  – обсяг вибірки, наприклад,  $N_v = 10^5$ . Тепер можна ставити задачу на обчислення оцінки щільності  $p(z)$  методом Монте-Карло [6, 7]. У рамках цього методу апроксимується щільність  $p(z)$  за допомогою цілочисленної функції  $W(n)$  цілочисленного аргументу  $n$ , яка обчислюється шляхом поканального заповнення індикатором випадкової величини  $Z$ . По завершенні циклу по об'єму вибірки ми отримуємо необхідний масив  $W$ .

Вищеописаний алгоритм і був покладений в основу побудованого програмного засобу, за допомогою якого були отримані кількісні характеристики щільності  $p(z)$ .

На рис. 2 наведена залежність щільності  $p(z)$  для випадку, коли число джерел завад дорівнює одиниці ( $K=1$ ). У цьому випадку щільність  $p(z)$  допускає аналітичне подання

$$p(z) = \begin{cases} 1/p\sqrt{R_1^2 - z^2}, & \text{для } |z| < \Omega_1; \\ 0, & \text{для } |z| > \Omega_1. \end{cases} \quad (6)$$

Залежність по цій формулі позначена на рис. 2 безперервною лінією. На цьому ж рисунку крапками позначена залежність щільності  $p(z)$ , яка отримана на основі програмного засобу для числа каналів  $N_l = 60$ , об'єму вибірки  $N_v = 5 \cdot 10^3$  і кутового інтервалу на ГО  $\Delta q = 1.75^\circ$ , що дає  $\Omega_1 = 0.0994$ .

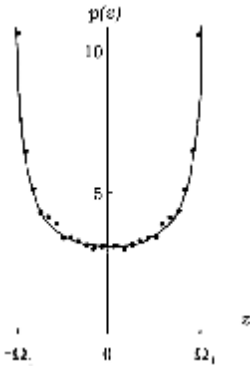


Рисунок 2 – Гістограма і щільність розподілу ймовірностей

Із цього рисунка видно, що дані, отримані шляхом статистичного моделювання, добре погоджуються із залежністю, що описується формулою (6). Ступінь близькості експериментальних і теоретичних даних поліпшується зі збільшенням об'єму вибірки як  $1/\sqrt{N_v}$ . Практично виявилось, що об'єм вибірки, достатній для передачі основних властивостей вищезазначеної щільності, не перевищує величину  $N_v = 10^5$ . Оскільки алгоритм, що покладений в основу програми, вимагає лише ординарної переробки, при переході від одномодового випадку ( $K=1$ ) до багатомодового ( $K=2, 3, \dots, 40, \dots$ ), то за допомогою програмного засобу можна отримувати кількісну інформацію про перешкодову обстановку, що створена

сукупністю із  $K$  супутників-передавачів на орбіті.

На рис. 3 наведена сукупність залежностей щільності  $p(z)$  для  $K=1, 2, 3, 4, 5$ . Вони наочно показують вплив числа мод  $K$  (джерел завад) на формування щільності розподілу ймовірностей випадкової величини  $z$ . Розбіжність щільності  $p(z)$  для  $K=1$  на границях  $z = \pm\Omega_1$  змінюється двома вираженими симетричними максимумами при  $K=2$ . Можна показати, для  $K \geq 2$

$$\lim_{z \rightarrow \Omega_K} p(z) = 0, \quad \lim_{z \rightarrow -\Omega_K} p(z) = 0.$$

Ці значення на границях відповідних інтервалів підтверджені аналітичним розрахунком. В області, що примикає зсередини до граничних точок  $\pm\Omega_K$ , профіль функції носить дзвінообразний характер (для  $|z| > \Omega_K$  маємо тотожно  $p(z) = 0$ ).

Виразність двох максимумів у щільності  $p(z)$  зберігається для всіх розглянутих  $K$ , хоча висота цих максимумів (при  $K=1$  максимуми

нескінченні) має тенденцію до зменшення. При  $z = 0$  є виражений локальний мінімум. Ці властивості функції  $p(z)$  мають місце для всіх розглянутих  $K$ .

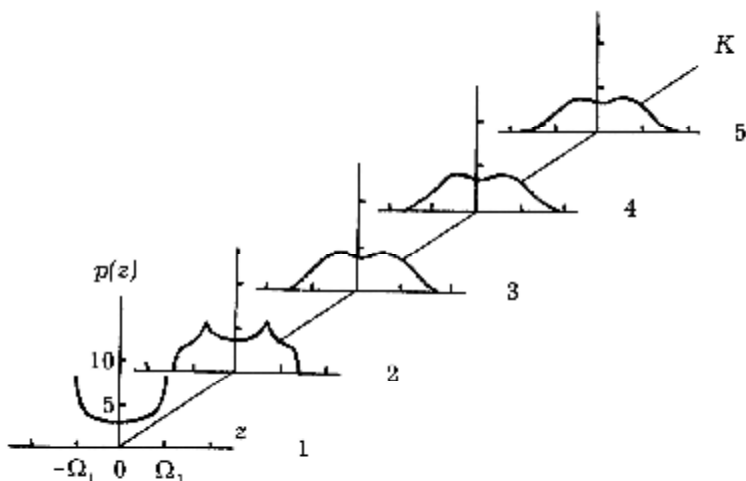


Рисунок 3 – Щільності розподілу ймовірностей

Додатковий розрахунок, проведений для  $K = 20, 40, \dots, 100$ , показав збереження зазначених властивостей і в цих випадках. Цю стійкість форми кривої  $p(z)$  можна пояснити швидким зменшенням амплітуд  $R_j$  – доданків випадкової величини  $z$  (2) при  $R_j = j^{-5/4}$ . Разом з тим навколо стійкого ходу тренда кривої  $p(z)$  мають місце локальні максимуми відносно невеликих розмірів, місце розташування яких різне для різних  $K$ . Областю їхнього прояву є, в основному, район  $z \approx 0$ , що, очевидно, можна ще зв'язати із чисельним ефектом зникнення значущих цифр у випадку, коли алгебраїчна сума мала.

Зазначені властивості в основному передають характер щільності  $p(z)$  випадкової величини  $z$  (2), наочно показані на рис. 3. Зокрема, важлива область, що примикає праворуч до граничної точки  $z = -\Omega_C$ . Саме цей район значень  $z$  в основному впливає на величину  $P_{ном}$  в силу властивостей додаткової функції помилок  $\text{erfc}(x)$ .

Обчислення багатократних інтегралів можна здійснити повторним застосуванням алгоритмів однократного інтегрування. Однак з підвищенням кратності інтегралів різко зростає об'єм обчислювальної роботи. Тому скористаємося методом статистичних випробувань для обчислення багатократних інтегралів. Повернемося до формули (1) для  $P_{ном}$  і розглянемо

набір, утворений послідовністю незалежних величин  $\{q_j\}$ . Кожна з цих величин є випадковою величиною із щільністю розподілу  $f(q_j)=1/2p$ , якщо  $0 \leq q_j \leq 2p$ , і  $f(q_j)=0$  в протилежному випадку.

Тоді із формули (1) маємо

$$P_{ном} = (2p)^{-K} \int_0^{2p} dq_1 \dots \int_0^{2p} dq_K \operatorname{erfc} \left( r S + r \sum_{j \in C}^K R_j \cos q_j \right)$$

Випадковий вектор  $\vec{\Theta} = (\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_K)$  рівномірно заповнює простір, обмежений  $K$ -мірним гіперкубом зі стороною, рівною  $2p$ . Функція  $\operatorname{erfc}(x)$  безперервна та обмежена, і тому абсолютно інтегровальна. Тоді

$$P_{ном} = M_{\vec{\Theta}} \left[ \operatorname{erfc} \left( r S + r \sum_{j \in C}^K R_j \cos q_j \right) \right],$$

де  $M_{\vec{\Theta}}$  – математичне очікування відносно випадкового вектора  $\vec{\Theta}$ .

### Виводи і перспективи подальших досліджень

В статті розглянута задача аналізу ЕМС інтегрованих цифрових телематичних систем багатоцільових транспортних засобів, що знаходяться під впливом зовнішніх випадкових збурень. Розроблено методики і алгоритми аналізу ЕМС, які засновані на методі статистичних випробувань (Монте-Карло). Для подальших досліджень доцільно побудова інформаційних карт ЕМС багатоцільових транспортних засобів, які дозволять визначити вплив електромагнітних завад, як зовнішніх так і внутрішніх, в кожній точці простору, що досліджується.

**Список літератури:** 1. Колісні та гусеничні машини високої прохідності: підруч. для вузів у 10 т.; за ред. Є.Є. Александрова. – Т. 7. Автоматизоване проектування електронних і мікропроцесорних систем колісних та гусеничних машин. – Харків: ХДПУ, 1996. – 137 с. 2. Говорущенко Н.Я., Туренко А.Н. Системотехніка транспорту. – Харків: ХГАДТУ, 1998. – 255 с. 3. Бажинов О.В., Смирнов О.П., Серіков С.А. та ін. Гібридні автомобілі. – Харків: ХНАДУ, 2008. – 327 с. 4. Гнатів А.В. Математична модель корисних сигналів та завад на комплексі технічних засобів // 36. Наук. Пр. ХУПС. – 2005. – Вип. 3(43). – С.175-183. 5. Калашиников Н.И. Системы связи. – М.: Радио и связь, 1988. – 428 с. 6. Форсайт Дж., Малькольм М., Моултер К. Машинные методы математических вычислений: пер. с англ. – М.: Наука, 1980. – 314 с. 7. Бусленко Н.П. Моделирование сложных систем. – М.: Наука, 1978. – 384 с.

Поступила в редакцію 02.12.2009